



RIGIDITÀ SALARIALI E RUOLO DELLE ISTITUZIONI: L'EVIDENZA EMPIRICA DA MICRODATI

Francesco Devicienti e Agata Maida

Dicembre 2004

1 INTRODUZIONE

Questo articolo intende contribuire alla letteratura sulla flessibilità dei salari in Italia con riferimento all'esperienza recente, attraverso un'analisi microeconometrica. L'approccio adottato consente di distinguere tra diverse forme di rigidità e integrare i più tradizionali studi "macro", che invece analizzano la rigidità come generico "aggiustamento lento ai fondamentali". Un primo tipo di rigidità, quella verso il basso dei salari nominali (*downward nominal wage rigidity*, DNWR), rallenta l'aggiustamento dei salari solo quando le imprese desidererebbero tagliare i salari nominali, ma non quando sono disposte ad aumentarli. La presenza di salari minimi, e la contrattazione centralizzata più in generale, farebbero pensare ad ulteriori, e diverse, forme di rigidità: i primi, influenzando la distribuzione delle variazioni salariali nella parte bassa della distribuzione; la seconda, agendo in modo abbastanza simmetrico sia nella parte bassa che in quella alta della distribuzione. E i costi di transazione, che ostacolano sia i piccoli aumenti che le piccole diminuzioni dei salari, costituirebbero una forma ancora diversa di rigidità.

La presenza di questa pluralità di forme di rigidità, non rilevabile attraverso gli studi macroeconomici, risulta particolarmente interessante anche in termini di *policy*. Per esempio, mentre un livello positivo di inflazione può risultare salutare in un'economia eccessivamente afflitta da DNWR (in quanto favorisce il riallineamento dei salari reali), la stessa ricetta sarebbe del tutto inutile, e probabilmente dannosa, nel caso in cui la rigidità dei salari sia di tipo reale e legata alla contrattazione centralizzata.

Studi mirati a comprendere quanto i salari nominali siano rigidi verso il basso sono presenti in letteratura, a partire al contributo seminale di Mc Laughlin (1994).ⁱ Tuttavia, la letteratura precedente ha focalizzato l'attenzione sulla rigidità nominale trascurando in parte l'analisi della rigidità dei salari reali. L'analisi empirica e il comune buon senso sembrano suggerire che in molti paesi europei, in particolar modo in Italia, le rigidità salariali reali siano importanti almeno quanto le rigidità salariali nominali. In generale, ci si aspetta che ciò sia vero principalmente in quelle situazioni in cui la contrattazione collettiva a livello centralizzato ha come obiettivo la salvaguardia del potere d'acquisto dei lavoratori, specie se ciò tende ad avvenire a scapito del ruolo allocativo dei salari. L'approccio adottato nel presente lavoro permette di stimare l'importanza relativa di due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali. E' questo l'obiettivo della sezione 2.

La rigidità dei salari così come definita sopra è essenzialmente un fenomeno di breve periodo. Nel medio/lungo periodo, i salari reali – sia pur lentamente – tendono a muoversi verso una sorta di distribuzione di equilibrio. Nel tempo questa può modificarsi sia in risposta alle forze di mercato (es. il cosiddetto *skill-biased technological change*) sia alle riforme istituzionali avvenute nel mercato del lavoro, in primo luogo l'abolizione della scala mobile (tra gli altri: Brandolini et al., 2000; Erikson and Ichino, 1995; OECD, 1996; Manacorda, 2002, e 2004; Casavola et. al., 1999; Cappellari 2000; Lucifora, 1999; Erickson e Ichino, 1995; Di Nardo et al., 1996; Katz and Murphy, 1992).

Se un certo consenso sembrerebbe emergere sulle cause degli andamenti della distribuzione salariale, una serie di questioni altrettanto importanti attendono ancora di essere compiutamente analizzate. In particolare, ci chiediamo nel presente lavoro: l'allargamento dei differenziali, che pure c'è stato, è andato nella "direzione giusta", nel senso di fornire i corretti incentivi economici agli agenti economici a fronte dei cambiamenti negli scenari competitivi? Svincolata dall'imbrigliatura istituzionale rappresentata dalla scala mobile - con il suo noto *egalitarian bias* - non ci si aspetterebbe che la distribuzione dei salari tenda verso una configurazione d'equilibrio che premi più che in passato gli skill maggiormente richiesti dal nuovo ambiente economico e tecnologico?

I risultati di questo lavoro suggeriscono che in realtà ciò è avvenuto solo in parte. La portata dei cambiamenti intervenuti a partire dagli anni '80 e nell'era della "globalizzazione" – con ondate di innovazioni fondamentali in ambito tecnologico, informatico, organizzativo e regolamentativo – autorizzerebbe a pensare che a beneficiare dell'allargamento dei differenziali salariali siano stati soprattutto quei lavoratori in possesso di tutta una miriade di *skill* e conoscenze specifiche (es., abilità informatiche), anche se spesso non osservabili dall'analista (cfr., Snower, 1999). E invece i nostri risultati mostrano come la maggior parte dell'aumento della dispersione salariale è spiegato dall'aumento del rendimento di poche caratteristiche osservate, per lo più di tipo "tradizionale" come anzianità lavorativa e la sua qualifica contrattuale, caratteristiche che risulta difficile associare alle esigenze del "nuovo paradigma tecnologico". E' questo l'argomento della sezione 3 di questo capitolo.

Accanto alle rigidità verso il basso dei salari (nominali e reali) misurata nel breve periodo, alla non rispondenza dei salari reali alle condizioni locali (ovvero la "curva [dei salari] che non c'è", Lucifora e Orrigo, 1999)ⁱⁱ, all'eccessiva predeterminazione della mobilità retributiva (e.g., Contini, 2002), quella dei differenziali salariali costituisce un'ulteriore dimensione della scarsa flessibilità della struttura salariale italiana, non ancora evidenziata dalla letteratura empirica sulla disuguaglianza dei salari in Italia. L'efficacia del processo di determinazione dei salari in Italia nel fornire adeguati segnali per una corretta allocazione delle risorse viene ulteriormente messa in dubbio, richiamando l'attenzione del policy maker a questo cruciale tassello del funzionamento del mercato del lavoro.

2 RIGIDITÀ VERSO IL BASSO DEI SALARI NOMINALI E REALI

2.1 La stima delle rigidità dei salari da dati micro

La maggior parte degli studi empirici di tipo "micro" che hanno cercato di stimare la natura e entità delle rigidità salariali ipotizzano, come punto di partenza, l'esistenza di una distribuzione *nozionale* delle variazioni percentuali dei livelli dei salari *nominali*, tra l'anno t e l'anno $t+1$, che indichiamo con Δw_t^* . La distribuzione è nozionale in quanto rappresenta una situazione controfattuale, non osservabile, di assenza di rigidità salariale. In figura 1 tale distribuzione, assunta essere approssimativamente normale, è rappresentata da $f(\Delta w_t^* / X_{it})$: se non avessero impedimenti, le

imprese desidererebbero variare i salari nominali dei propri dipendenti in base alla distribuzione f , la cui posizione dipende dalle caratteristiche X_{it} del lavoratore i -esimo (e del posto di lavoro che questi ricopre).

Le istituzioni vigenti nel mercato del lavoro possono però porre un ostacolo ai piani di aggiustamento salariale delle imprese. I lavoratori, attraverso le loro organizzazioni, possono per esempio ostacolare i tagli nei salari nominali. In Figura 1 ciò è rappresentato dalla presenza di una freccia denominata “*nominal*”, che indica come alcune variazioni nozionali Δw_t^* possono essere negative (al di sotto della soglia a 0), ma non poter essere implementate a causa della resistenza posta dai lavoratori (*downward nominal wage rigidity*, DNWR). In tal caso la variazione *effettiva* dei salari, Δw_t , risulta pari a zero, anziché negativa; i tagli salariali desiderati vengono, dunque, per così dire, “congelati” (*wage freeze*).

Un'altra forma di rigidità, denominata *downward real wage rigidity* (DRWR), postula invece che, talvolta, le imprese non possono neanche realizzare gli incrementi desiderati dei salari nominali, e sono invece costrette dalle istituzioni presenti nel mercato del lavoro a concedere aumenti percentuali uniformi, pari alla soglia r in figura 1. In questo caso, non solo alcuni tagli nozionali sono impediti e trasformati in $\Delta w_t = r$ (come rappresentato dalla freccia più lunga denominata “*real*”), ma anche alcune variazioni nozionali comprese tra 0 ed r sono ‘forzatamente’ aumentate fino a coincidere con la soglia r (si veda la freccia “*real*” più piccola). La soglia r non ha un'interpretazione univoca, potendo rappresentare sia una sorta di inflazione attesa sia, come vedremo sotto, le variazioni dettate dai contratti di categoria e dunque limitanti delle decisioni autonome e decentrate d'impresa. In un modo o nell'altro, la DRWR cerca di cogliere l'idea per cui i salari nominali, in alcuni casi, non possono essere incrementati meno di una certa soglia maggiore di zero.

La stima della rigidità dei salari nel presente modello consiste proprio nel quantificare il numero di volte in cui i vincoli rappresentati dalle soglie a 0 e a r sono costringenti. In altre parole, si chiede al modello econometrico di (a) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come DNWR sia operante, e denotiamo questa probabilità con p_n ; (b) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come DRWR sia operante, e denotiamo questa probabilità con p_r , e (c) stimare i parametri della distribuzione nozionale f .

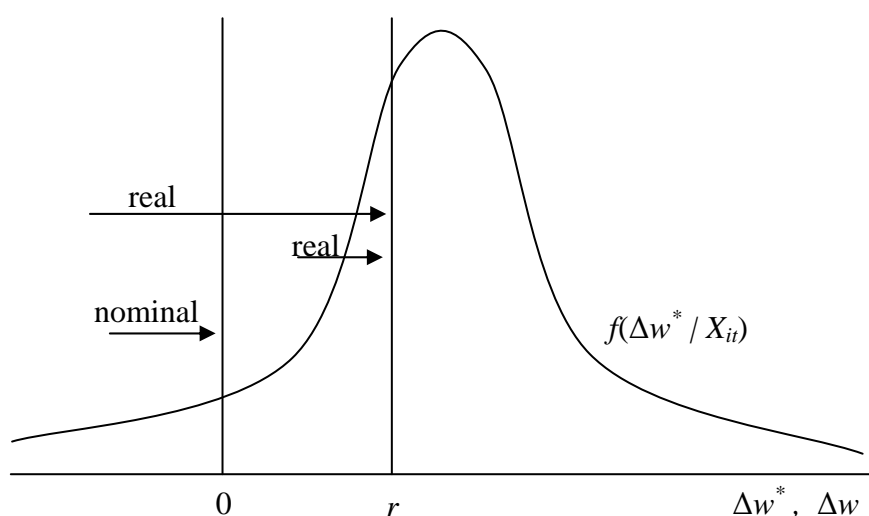
Per quanto riguarda la soglia r , due strategie vengono percorse. Una prima lascia stimare il valore di soglia della rigidità reale r al modello. La seconda identifica il valore di soglia della rigidità reale attraverso informazioni esterne, introducendo direttamente nel panel INPS i minimi imposti dai contratti nazionali di categoria. In entrambi i casi, si permette che ci sia una certa variabilità nel valore preciso della soglia, assumendo cioè che $r = \bar{r} + \varepsilon_r$, in cui \bar{r} è o stimato dal modello o fissato esternamente (al valore proveniente dai contratti di categoria), mentre la varianza di ε_r (denotata σ_r^2) è sempre stimata all'interno del modello.

Infine, il modello ammette la possibilità – come vedremo cruciale nei nostri dati – che alcune variazioni salariali siano osservate con errori di misura che, se non opportunamente tenuti in conto,

possono rendere le stime poco attendibili. Assumendo che gli errori siano distribuiti normalmente, il modello stimerà la percentuale (denotata con M) di variazioni salariali che sono misurate con errore, e la varianza del termine di errore (σ_m).

Questo modello generalizza l'approccio originariamente proposto da Altonji e Devereaux (1999) per stimare la DNWR, in quanto consente di stimare congiuntamente sia la DNWR sia la DRWR. Si veda Devicienti et al (2003) per una descrizione completa del modello. Essenzialmente la stima viene effettuata col metodo della massima verosimiglianza, assumendo che le parti stocastiche della distribuzione *notional* f , della soglia r e dell'errore di misura abbiano tutte distribuzione normale.

Fig. 1



I limiti del modello non vanno sottaciuti. In primo luogo, esso distingue tra DNWR e DRWR, ma non è in grado di analizzare direttamente altri tipi di rigidità (es., *menu costs*). In secondo luogo, occorre rilevare che l'identificazione congiunta della distribuzione nozionale, della soglia di rigidità r , delle probabilità di DNWR e DRWR, e del processo di errore è operazione intrinsecamente difficile, essenzialmente per la loro non osservabilità. L'identificazione avviene dunque necessariamente attraverso (a) le non-linearità del modello e (b) l'eterogeneità osservata contenuta nel vettore X (come ricordato sopra, l'identificazione di r avviene, in una versione del modello, attraverso l'uso di informazione esterna, e precisamente quella contenuta nei contratti collettivi nazionali). Il vettore X comprende variabili che si ritiene influenzino la distribuzione nozionale f : nel nostro caso, si tratta di attributi del lavoratore (età, genere, qualifica e regione) e d'impresa (dimensione, trend occupazionale, settore ed età). D'altra parte, la relativa limitatezza di variabile contenute nei dati INPS non ci consente di includere "eterogeneità osservata" anche tra le determinanti delle probabilità di rigidità e dell'errore di misura. Rigidità ed errore di misura sono dunque assunti costanti nel campione ad ogni dato t . Tuttavia, data l'elevata numerosità campionaria, le stime vengono effettuate separatamente per

coppie di anni adiacenti, $t, t+1$, per $t=1995, \dots, 1999$, permettendoci di fornire i trend nelle stime di rigidità, $p_r(t)$ e $p_n(t)$ e nei parametri del processo di errore di misura.

2.2 Dati, definizioni e selezione del campione.

In questo lavoro viene fatto uso dei dati INPS imprese-lavoratori per il periodo compreso tra il 1985 e il 1999.ⁱⁱⁱ I dati utilizzati non consentono l'osservazione diretta delle ore lavorate per lavoratore dipendente. Il salario unitario è quindi ottenuto dividendo la retribuzione annuale lorda^{iv} del lavoratore per il numero di giornate retribuite durante l'anno.

Al fine considerare le relazioni tra retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto, sono state raccolte informazioni su 25 principali contratti nazionali^v di categoria e direttamente incorporate nel Panel INPS. I contratti presi in esame si riferiscono ai settori: metalmeccanico, commercio, turismo, edilizia, tessile, alimentare, legno arredamento e servizi. Il salario contrattuale comprende: minimi, scala mobile e terzi elementi. Ciascun contratto stabilisce queste tre componenti differenziate per i livelli d'inquadramento specifici al contratto stesso. Ne consegue che siamo in grado di osservare per ciascun individuo non solo le variazioni salariali di fatto, ma anche le variazioni salariali contrattuali associate al suo livello d'inquadramento.

Il campione selezionato si riferisce ai lavoratori a tempo pieno, con età compresa tra i 15 e i 64 anni, che non siano in un regime di cassa integrazione, maternità o malattia, presenti nel mercato del lavoro per un minimo di tre mesi e con un minimo di 50 giornate retribuite.^{vi} Per non confondere gli aggiustamenti salariali per uno stesso *job* con le variazioni salariali associate a cambi di lavoro, nelle analisi delle sezioni 2.3 e 2.4 sono stati inoltre selezionati i lavoratori che hanno mantenuto il lavoro nella stessa impresa nei due anni adiacenti in cui il salario viene comparato (*job stayers*). Nonostante tali accorgimenti, alcune variazioni dei salari unitari sono da noi osservate solo con errore (nella retribuzione totale e/o nel numero di giornate), rendendo necessaria una esplicita trattazione – sia pure solo statistica – del processo di errore nel modello.

2.3 La distribuzione delle variazioni delle retribuzioni contrattuali e di fatto

Da una prima analisi descrittiva della distribuzione delle variazioni del salario di fatto non emerge in modo chiaro la presenza di segni di rigidità, nelle sue varie forme (si veda la Figura 1). Le principali caratteristiche della distribuzione delle variazioni salariali possono così essere sintetizzate (si rimanda a Devicienti et al., 2003, per un'analisi più completa) :

- 1) la distribuzione risultano centrate su un valore prossimo al tasso d'inflazione dell'anno di riferimento, con uno scarto positivo nei periodi 1985- 1991 e 1996- 1999.
- 2) Vi è una coesistenza di variazioni salariali negative e di una maggioranza di variazioni salariali positive. Sebbene la distribuzione è asimmetrica a destra, in molti anni risulta più simmetrica di quanto ci si potrebbe attendere.
- 3) Le variazioni pari a zero non superano in media il 6% di quelle osservate.

4) Non è rilevabile alcuna forma di rigidità simmetrica prevista dai costi di transazione (*menu costs*). Non vi è nessuna riduzione della massa di probabilità a destra dello zero.

5) Tale riduzione rilevabile a sinistra dello zero indica la presenza di forme di rigidità asimmetrica in termini di resistenza alle riduzioni salariali nominali.

I salari reali sono cresciuti maggiormente nel 1987 e nel 1991 a causa dei rinnovi contrattuali avvenuti in quegli anni in cui vigeva ancora il meccanismo della scala mobile. Nel periodo compreso tra il 1993-1996 si registra una riduzione della crescita salariale condizionata da una politica dei redditi antinflazionistica. A partire dal 1997 si rileva una ripresa della crescita dei salari favorita da condizioni economiche positive e dalla riduzione del tasso d'inflazione.

Le Tabelle 2 e 3 mostrano il cosiddetto *wage drift*, la differenza percentuale tra retribuzione di fatto ovvero quella osservata e retribuzione determinata nei contratti nazionali di categoria. E' un valore positivo per definizione, ed è strettamente legato al livello di inquadramento e dalle dimensioni d'impresa. La rilevanza dei contratti collettivi nella determinazione dei salari appare evidente: nel 1990, in media circa il 74% della retribuzione giornaliera individuale è stabilita dai contratti collettivi, lasciando limitato spazio alla contrattazione "decentrata". Ancora più importante, negli anni successivi non sembra esserci un ampliamento significativo del divario tra retribuzione di fatto e retribuzione prevista dai contratti di categoria, una prima conferma della scarsa diffusione della contrattazione decentrata anche negli anni successivi agli Accordi di Luglio (tabella 4 e 5). Il ruolo "guida" – se non "costrittivo" – della contrattazione collettiva verrà indagato ulteriormente nell'ambito dell'analisi econometrica descritta precedentemente. Nel resto di questa sezione gli andamenti delle retribuzioni "contrattuali" verranno brevemente descritti, con riferimento alle differenze settoriali e temporali.

2.4 I risultati delle stime.

Le precedenti analisi descrittive delle distribuzioni delle variazioni dei salari nominali non consentono di fornire stime del "grado di rigidità" del mercato del lavoro. In effetti, dall'ispezione grafica in Figura 1 si potrebbe anche essere tentati di concludere a favore dell'ipotesi che i salari siano flessibili. Data la non diretta osservabilità delle varie forme di rigidità, e data la presenza di errori di misura nei salari, diventa dunque essenziale l'utilizzo del modello econometrico per distinguere tra DNWR e DRWR.

Secondo la logica del modello descritta sopra, gli individui il cui salario non può crescere meno di un valore di soglia " r " ricadono in un regime di rigidità reale (DRWR), gli individui il cui salario nominale non può essere ridotto ricadono in un regime di rigidità nominale (DNWR). Viene dunque calcolata la probabilità che un individuo ricada nel regime DNWR (denotata con p_r), nel regime DRWR (denotata con p_n), o nel regime di "assenza di rigidità" (con probabilità $1 - p_r - p_n$). Viene poi quantificato il numero di volte in cui in due vincoli sono di fatto operanti, calcolando la percentuale lavoratori effettivamente soggetti al regime di rigidità reale o al regime di rigidità nominale. Con

riferimento alla Figura 1, si noti infatti che, affinché l'appartenenza ad un dato regime si traduca in variazioni salariali effettivamente "costrette" dal rispettivo regime, e' necessario anche che i salari *nozionali* si trovino nel *range* rilevante (cioè al di sotto dello zero per la DNWR, e al di sotto di r per la DRWR). La percentuale di variazioni salariali effettivamente colpite da DRWR e DNWR sono riportate, rispettivamente, in colonna 6 e 7.

La stime ottenute permettono poi di misurare di quanto la distribuzione delle variazioni salariali effettiva differisce da quella nozionale a causa della presenza dei vincoli rappresentati dai valori di soglia 0 e r , questa misura è denominata "*wage sweep-up*", e sono riportate nelle ultime due colonne. Così, ad esempio, il "*nominal wage sweep-up*" misura quanto la variazione salariale effettiva è più elevata rispetto a quella nozionale poiché alcune riduzioni salariali vengono trasformati in variazioni salariali pari a zero. Similarmente il "*real wage sweep-up*" fornisce una misura di quanto le variazioni salariali effettive siano più elevate del valore nozionale atteso, poiché una certa quota delle variazioni che si sarebbero registrate in assenza di rigidità vengono trascinate al livello di soglia di rigidità reale.

La tabella 1 espone in sintesi i principali risultati ottenuti dalle due differenti specificazioni del modello.

Tabella 1 Misure di rigidità salariale nominale e reale.

Periodo	N. osservaz.	Soglia di rigidità reale (r)	Prob. regime rigidità reale (p_r)	Prob. Regime rigidità nominale (p_n)	% osserv. soggette a DRWR	% osserv. soggette a NWR	Sweep-up salario reale	Sweep-up salario nominale
<i>r</i> stimato all'interno del modello								
85-91	54485	0.061	0.63	0.22	0.41	0.08	0.061	0.002
91-95	43191	0.034	0.45	0.29	0.16	0.05	0.011	0.003
95-99	42268	0.031	0.42	0.26	0.14	0.05	0.011	0.003
<i>R</i> fissato sulla base dei contratti nazionali collettivi								
90/91	19282	0.095	0.87	0.12	0.37	0.01	0.05	0.001
91-95	21480	0.043	0.44	0.34	0.19	0.08	0.011	0.003
95-99	22931	0.036	0.44	0.30	0.20	0.06	0.011	0.003

Fonte: Devicienti et al. (2003)

La prevalenza delle rigidità reali su quelle nominali sembra emergere in tutte le specificazioni del modello, e per tutti i sottoperiodi. La probabilità p_r del regime di DRWR, nel periodo 1985-1998, è di un valore compreso tra il 50 e il 55%, mentre la probabilità p_n del regime di DNWR è pari a circa il 25%. Questi risultati contrastano con quanto ottenuto dalle precedenti analisi sulla rigidità nominale del salario. Per esempio Knoppik e Bessinger (2001) per la Germania, Devicienti (2002) per l'Italia trovano un'elevata percentuale (tra l'50 e l'80%) delle riduzioni dei salari impedita da vincoli nominali (DNWR), ma non tengono in considerazione la possibilità che le variazioni salariali possano essere spinte oltre la variazione pari a zero. Tale discrepanza mette in rilievo l'importanza

dell'introduzione di un regime di rigidità reale nello spiegare la distribuzione delle variazioni del reddito. Senza l'inclusione di un regime di rigidità reale i lavoratori il cui reddito effettivo non può scendere sotto un certo livello di soglia reale possono essere considerati soggetti al regime di rigidità nominale. Ne consegue che la rigidità nominale risulta sovrastimata.

Questo risultato è importante anche dal punto di vista di *policy*. Infatti se gli effetti negativi della rigidità verso il basso dei salari nominali possono essere ridimensionati dalle autorità monetarie attraverso l'adozione di target d'inflazione sufficientemente alti, poiché questi rendono più facili le riduzioni dei salari reali, lo stesso potrebbe non valere nel caso di rigidità reale. Sistemi negoziali più decentrati e flessibili sono in questo caso più efficaci nell'allentare i vincoli di rigidità reale.

Le altre due misure di rigidità - la probabilità che un individuo sia influenzato da rigidità reale o nominale e i *wage sweep-up* - confermano una prevalenza delle rigidità reali sulla rigidità nominali. In media, nel periodo di osservazione del campione, più del 25% delle osservazioni vengono affette da rigidità reale (si tratta di lavoratori soggetti al regime di rigidità reale e la cui variazione del salario nozionale è stata spinta al livello di soglia reale). Dall'altro lato, solo circa il 6% delle osservazioni sono influenzate dalla rigidità nominale (si tratta di quei lavoratori che registrano variazioni negative del salario nozionale e che sono soggetti al regime di rigidità nominale).

Per ciò che riguarda i *wage sweep-up*, in media le variazioni salariali sono intorno al 3% maggiori di quelle che si sarebbero verificate in assenza di rigidità reale e solo dello 0,25 % maggiore a causa della presenza di rigidità nominale. Complessivamente la rigidità salariale implica che la distribuzione delle variazioni del reddito risulta "deformata" attorno allo zero e attorno un valore della soglia reale r , determinando una variazione media osservata del 3-3,25% più elevata rispetto a quella che si sarebbe registrata in assenza di vincoli agli aggiustamenti salariali.

Guardando agli andamenti temporali degli indicatori di rigidità reale e nominale sembrerebbe emergere una riduzione delle rigidità reali, accompagnata da un aumento della rigidità nominale. In linea di principio, tali risultati sarebbero in linea con gli obiettivi e gli esiti attesi delle riforme istituzionali attuate a partire dal 1991, con l'abolizione del meccanismo di indicizzazione automatica dei salari. Tuttavia, il nuovo sistema negoziale entrato a pieno regime solo a partire dal 1995 non sembra aver esercitato un grosso impatto sulla distribuzione della dinamica salariale: la rigidità salariale reale resta predominante rispetto alla rigidità salariale nominale. Di fatto, i compiti precedentemente esercitati dagli automatismi vengono ora attribuiti alla contrattazione nazionale. Emerge, però, una timida tendenza verso la riduzione della rigidità nominale determinata da una diffusione ancora solo parziale della contrattazione aziendale. Complessivamente, se il peso delle barriere istituzionali ai riallineamenti dei salari reali richiesti dal mercato appare essersi ridotto nella seconda metà degli anni '90, esso rimane rilevante e potenzialmente in grado di limitare l'allocazione efficiente degli input di lavoro.

3 LA RIGIDITA' NEL PIU' LUNGO PERIODO

3.1 Trend nei differenziali salariali

La rigidità dei salari è stata fino ad ora intesa in termini degli impedimenti che le imprese hanno nell'aggiustare il costo unitario del lavoro nel breve periodo. A lungo andare, i rallentamenti cui vengono sottoposti i salariali nominali finiscono per incidere sui differenziali dei salari reali, e possono condurre ad una distribuzione degli stessi che poco riflette la sottostante distribuzione degli skill e i rendimenti di mercato di tali *skill*. La risultante struttura salariale può dunque rimanere per un periodo di tempo relativamente lungo lontana dalla distribuzione di equilibrio, con conseguenze negative per l'allocazione delle risorse e i processi di crescita di lungo periodo.

Misurare la “distanza” tra la distribuzione dei salari (reali) e la distribuzione di equilibrio al tempo t – ovvero una struttura salariale che rifletta condizioni competitività e produttività- è impresa non facile e non viene perseguita nel presente lavoro. Tuttavia, un'operazione più semplice è possibile, e cioè fornire alcune indicazioni sugli andamenti dei differenziali salariali nel tempo e cercare di capire se questi si stanno muovendo “nella direzione giusta”. E' questo l'approccio seguito da Borgarello e Devicienti (2002), i cui risultati – estesi fino al periodo 1985-1999 – sono qui brevemente riportati. Essi utilizzano un insieme di indicatori statistici e documentano l'aumento dei differenziali dei *livelli* dei salari reali tra la seconda metà degli anni '80 e la prima metà degli anni '90. Seguendo Juhn *et al.* (1993), si servono di scomposizioni econometriche multivariate per valutare quanto dell'aumento della disuguaglianza dei salari possa essere spiegato dal cambiamento di tre fattori principali: (i) le caratteristiche del lavoro e dell'individuo (composizione del campione), (ii) il loro “prezzo di mercato” (rendimenti/prezzi di fattori osservabili) e (iii) l'effetto di variabili non osservabili. Nell'ambito dell'analisi di regressione impiegata, il primo fattore corrisponde ai cambiamenti nelle X osservate (età, qualifica, settore, regione, etc.), il secondo fattore a cambiamenti nei “beta” stimati, e il terzo fattore a cambiamenti nella distribuzione dei residui (si veda Borgarello e Devicienti per ulteriori dettagli).

I risultati della analisi sono mostrati in figura 4 e in tabella 5, con riferimento esclusivamente agli uomini, poiché in generale è più difficile modellare i salari delle donne a causa delle complicazioni legate alla decisioni di partecipazione al mercato del lavoro.^{vii} Come indici di disuguaglianza, ci siamo per semplicità concentrati sulle differenze dei (logaritmi dei) salari reali a vari percentili, cioè tra il novantesimo e il decimo percentile (P90-P10), il novantesimo e la mediana (P90-P50) e la mediana e il decimo (P50-P10).

Con riferimento al primo di questi indicatori, la figura 4, pannello A, mostra il trend di disuguaglianza, che si vuole scomporre nelle tre componenti spiegate sopra. Ci si concentri inizialmente sui primi 11 anni del campione, dal 1985 al 1995. Il pannello B della figura documenta che i cambiamenti nella composizione del campione in termini di caratteristiche osservabili (essenzialmente, la modifica della distribuzione per età, qualifica e settore industriale) ha avuto solo un leggero impatto positivo sul trend del novantesimo-decimo differenziale. L'effetto dei prezzi,

catturato nel panel C, è invece sorprendente: la maggior parte dell'aumento della disuguaglianza osservata sembra essere dovuta alla crescita dei rendimenti delle skill espresse dalle variabili di controllo incluse nella (1), principalmente l'età e la qualifica. Nel panel D l'effetto dei cambiamenti delle variabili non-osservabili si mostra relativamente meno importante, sebbene leggermente crescente durante il periodo campione. È interessante notare che i risultati di Junh *et al.* (1993) per gli Stati Uniti (e anche i risultati di Prasad, 2002, per il Regno Unito) mettono in luce un andamento differente. Infatti, negli Stati Uniti è il notevole aumento della componente legata alle variabili non-osservabili che spesso viene individuata come causa della ben documentata crescita della disuguaglianza salariale. In Italia invece sembra che i salari siano diventati più dispersi perché l'anzianità lavorativa e le qualifiche contrattuali più elevate sono riusciti ad attirare rendimenti via via maggiori nel “nuovo” mercato del lavoro.

Si noti la presenza di un break strutturale nell'anno 1996, i cui le serie con il contributo dei prezzi, e quella col contributo delle quantità registrano un salto di segno opposto. Si tratta tuttavia di un break spurio, dovuto al fatto che un numero piuttosto alto di impiegati (circa 1000) del 1995 sono stati ri-classificati come managers nel 1996 (e rimangono tali negli anni successivi) senza che necessariamente vi sia stata una reale variazione della posizione del loro posto di lavoro. La procedura di scomposizione risulta particolarmente sensibile a questa ridefinizione della qualifica. Ciò significa che per una lettura corretta dei trend delle serie nei panel B e C, occorrerebbe idealmente traslare parallelamente verso l'alto la serie delle componenti dei prezzi e verso il basso quella delle quantità. Alternativamente, è preferibile commentare i risultati delle scomposizioni con riferimento al periodo 1985-1995, da una parte, e al periodo 1996-99, dall'altra. Dunque, mentre la figura 2 visualizza i risultati per l'intero periodo, la tabella 5 dettaglia le stime rilevanti per i vari sottoperiodi.

Con riferimento al periodo 1985-1995 (vedi panel A, tabella 5), il cambiamento del differenziale $P_{90}-P_{10}$ è 0,13, di cui circa l'80% è dovuto alla componente prezzo. L'impatto delle variabili non-osservabili è positivo, ma veramente piccolo (corrispondente a circa il 13% dell'aumento della disuguaglianza totale), mentre la variazione nella composizione del campione registra un impatto positivo persino inferiore (circa l'8% del cambiamento totale). La diminuzione della disuguaglianza nella parte alta della distribuzione è stata ancora più alta, ed infatti la variazione del differenziale $P_{90}-P_{50}$ uguale a circa 0,15. La componente prezzo esercita nuovamente l'impatto maggiore sul cambiamento totale della disuguaglianza, ma anche i cambiamenti della composizione campionaria nel tempo hanno un impatto positivo notevole (almeno due volte l'impatto delle variabili non-osservabili). Osserviamo anche che tra il 1985 e il 1995, la prima metà della distribuzione è stata caratterizzata da una certa concentrazione dei redditi, come rivelato dalla variazione negativa, anche se piccola, del rapporto $P_{50}-P_{10}$. Anche in questo caso l'effetto prezzo è positivo, ma più che controbilanciato dall'impatto negativo combinato dell'effetto composizione e di quello delle variabili non-osservabili. Ciò potrebbe significare che, come conseguenza della de-industrializzazione e maggiore flessibilità lavorativa (come ad esempio le nuove opportunità di lavoro part-time), il gruppo di lavoratori

impiegati a basso salario è diventato più omogeneo, quindi apportando un contributo negativo sulla disuguaglianza totale in quella parte della distribuzione.

I panel rimanenti in tabella 5 confermano che la maggior parte dell'aumento della disuguaglianza si è verificato durante il primo sotto-periodo (1985-1988), con un andamento delle componenti che ampiamente riflette quanto già discusso per l'intero periodo. Tra il 1989 e il 1992 la disuguaglianza ha continuato ad aumentare, ma ad un passo più lento. Le componenti prezzo hanno giocato nuovamente un ruolo principale. Nei quattro anni successivi la distribuzione del salario ha mostrato un *trend* poco marcato che sembra essere attribuibile principalmente all'effetto composizione.

Con riferimento al sotto-periodo 1996-99 si veda la figura 1. Il Panel A mostra che la disuguaglianza, pur leggermente crescente, sta rallentando. L'effetto prezzo per gli anni 1996-99 è pressoché stabile, l'effetto quantità (ovvero composizione del campione) sembra invece essere crescente e dominante. Tuttavia, l'effetto residui- ovvero delle componenti non osservate- è decrescente e quasi controbilancia la tendenza all'aumento dei differenziali dovuto alle quantità. Ai nostri fini, nonostante i problemi incontrati dalla procedura di scomposizione, è importante sottolineare l'andamento degli *unobservables* anche dopo gli accordi di Luglio '93. Non abbiamo evidenza certa, ma chi si aspettava di ritrovare un maggior ruolo delle caratteristiche diverse dalla anzianità lavorativa o dall'occupazione nel guidare l'apertura dei differenziali salariali – essendo quest'ultime caratteristiche sono già riflesse nelle “quantità” e “prezzi” osservabili – potrebbe rimanere deluso. Nonostante l'enfasi sul ruolo della contrattazione locale e sulla sua capacità di concedere margini di flessibilità anche nei differenziali salariali – in modo che questi riflettano la miriade di fattori *unobservables* richiesti dal nuovo ambiente competitivo e tecnologico, nonché dalle condizioni di domanda locale – non ci sembra cogliere traccia di tali modifiche, per lo meno all'interno della nostra metodologia di analisi.

In sintesi, la nostra analisi segnala il ruolo cruciale della variazione dei prezzi delle caratteristiche osservabili, come età e qualifica, nel delineare i cambiamenti della distribuzione salariale tra la metà degli anni '80 e la metà degli anni '90. Ciò è coerente sia con le teorie del cambiamento tecnologico cosiddetto *skill-biased*, come pure con quegli studi che si concentrano sulla generale de-regolazione del mercato del lavoro. Il processo di negoziazione dei salari è stato - ed è ancora - dominato in Italia dai Contratti Collettivi Nazionali di Lavoro, che coprono la quasi totalità dei lavoratori regolari. In prima approssimazione, tali contratti specificano minimi salariali ed aumenti retributivi differenziati per settore, livello di anzianità e qualifica contrattuale. Mentre i processi di liberalizzazione intervenuti nel mercato del lavoro hanno permesso che il prezzo/rendimento delle caratteristiche dei lavoratori e dei posti di lavoro – tradizionalmente vincolato dalle politiche egualitarie dei sindacati negli anni '60 e '70 – sia più in linea con il nuovo mercato del lavoro, caratterizzato dalla rivoluzione tecnologica e dall'aumento della domanda di lavoro qualificato, tale riallineamento è avvenuto solo in parte e ha riguardato solo alcune caratteristiche, quelle cioè che continuano a delineare le differenze salariali

implicite nei contratti nazionali. Le modifiche alla contrattazione salariale introdotte nella seconda metà degli anni '90, per adesso non sembrano aver radicalmente cambiato la (in)capacità della struttura salariale italiana di riflettere le sottostanti condizioni di competitività e produttività. La ricerca futura, beneficiando di ulteriori annate di dati, dovrebbe continuare a monitorare l'andamento dei differenziali salariali^{viii} e l'impatto delle modifiche istituzionali.

4 Conclusioni

Il presente capitolo ha inteso studiare la rigidità dei salari, sottolineandone alcune dimensioni – sia di breve che di lungo periodo – essendo la prima ancora inesplorata nella letteratura empirica italiana. L'analisi è stata condotta con riferimento al periodo 1985-1999, consentendo uno sguardo preliminare agli effetti dei cambiamenti nella contrattazione salariale a partire dagli “accordi di Luglio”.

Per quanto riguarda la rigidità dei salari che abbiamo chiamato “di breve periodo”, i risultati possono essere così sintetizzati: (1) in Italia i salari risultano essere rigidi, ma la rigidità reale è predominante rispetto alla rigidità nominale, (2) i risultati sono coerenti con l'ipotesi che un break strutturale nella dinamica salariale si sia verificato a partire dal '91, producendo una riduzione della rigidità reale e un aumento di quella nominale, (3) la rigidità salariale reale, anche se in misura ridotta rispetto al periodo in cui vigeva la scala mobile, resta la forma di rigidità predominante nel mercato del lavoro italiano.

Con riferimento ai differenziali salariali e ai loro andamenti temporali, il capitolo ha messo in luce un'ulteriore dimensione di rigidità salariale di lungo periodo. L'apertura dei differenziali salariali è spiegata da un aumento dei rendimenti di poche caratteristiche osservate, soprattutto anzianità lavorativa e qualifica, lasciando poco spazio alla miriade di altre caratteristiche, osservate e non, che ci si aspetterebbe di vedere maggiormente premiate dal nuovo ambiente tecnologico e competitivo. Complessivamente, la struttura dei salari in Italia si conferma essere ancora troppo dominata da componenti istituzionali, svincolata dalle condizioni di produttività e fortemente condizionata dalla anzianità dei lavoratori.

Bibliografia

- Altonji, J.G. and Devereux, P.J. (1999), “The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity,” NBER working paper, no. 7236 (July).
- Borgarello, A. e F. Devicienti (2002), “Tendenze nella Distribuzione dei Salari”, in Osservatorio sulla Mobilità del Lavoro in Italia, a cura di B. Contini, Il Mulino, 2002.
- Brandolini A., P. Cipollone e P. Sestito (2000), "Earnings Dispersion, Low Pay and Household Poverty in Italy, 1977-1998" prossimo in D. Cohen, T. Piketty e G. Saint-Paul (a cura di), The New Economics of Rising Inequalities, Oxford: Oxford University Press.
- Cappellari, L. (2000), “The Dynamics and Inequality of Italian Male Earnings: Permanent Changes or Transitory Fluctuations” Institute for Social and Economic Research (ISER), WP no. 2001-15.

- Casavola P., Gavosto, e Sestito P., (1995) "Technical Progress and Wage Dispersion in Italy: Evidence from Firms' Data, *Annales d'Economie et Statistique*, 41-42.
- Card, D. and Hyslop, (1997): "Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?" in Romer, C. and Romer, D. (eds), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, National Bureau of Economic Research, Studies in Business Cycles, 30, University of Chicago Press, Chicago.
- Christofides, N.L. and Leung, M.T. (2002), "Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach, *Economica*, 70 pp.619-638
- Contini, B. (2002), (eds), *Labour Mobility and Wage Dynamics in Italy*, Rosenberg & Sellier, Torino.
- Contini, B., Filippi, M. and Malpede, C. (2001), "Safari nella giungla dei salari: al Sud si lavora di meno?", *Lavoro e Relazioni Industriali*, 2, pp. 9-39.
- Crawford, A. and Harrison, A. (1998), "Testing for Downward Rigidity in Nominal Wages", in *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Bank of Canada, Ottawa, pp 179-225.
- Di Nardo J., Fortin N., e Lemieux T. (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica*, vol. 64, no, 5, 1001-1044.
- Dessy, O. (2002), "Nominal wage rigidity in the European Countries: evidence from the Europanel", unpublished manuscript, CREST-INSEE, Paris.
- Devicienti (2002), "Downward Nominal Wage Rigidities in Italy: Evidence and consequences", *Lavoro e Relazioni Industriali*, 2, pp 125-180.
- Devicienti F., Maida A., e Sestito P. (2003), "Nominal and Real Wage Rigidity: An Assessment Using Italian Microdata", LABORatorio R. Revelli WP n. 33 (scaricabile da: www.laboratorio.it/workingpapers/wp33.htm)
- Erickson, C. e A. Ichino (1995), "Wage differentials in Italy: Market Forces, Institutions and Inflation", in Freeman R, Kats L (a cura di), "Working Under Different Rules", New York: Russell Sage Foundation.
- Fehr, E. and Goette, L. (2000), "Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity," Institute for Empirical Research in Economics, Working Paper no. 44, University of Zurich (www.szgerzensee.ch/download/jmepapers/iewwp044.pdf).
- Juhn, K., Murphy K. e B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, vol.101, No. 3, pp 410-442.
- Kahn, S. (1997), "Evidence of Nominal wage Stickiness form Microdata", *American Economic Review*, 87(2), pp. 993-1008.
- Katz L. e Murphy K. (1992), "Changes in Relative Wages, 1963-1987 – Supply and Demand Factors", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 35-78.
- Knoppik C. and Beissenger T. (2001), "How Rigid are Nominal Wage? Evidence and Implications for Germany", IZA DP No. 357, Bonn (www.iza.org).
- Lucifora, C. and Origo, F. (1999), "Alla ricerca della flessibilità: un'analisi della curva dei salari in Italia", *Rivista Italiana degli Economisti*, 1, 1999.
- Lucifora, C. (1999), "Wage Inequality and Low Pay: The Role of Labour Market Institutions" WP 1999 No.13, Fondazione Eni Enrico Mattei (www.feem.it).
- Manacorda, M. (2004), "Can the Scala Mobile Explain the Fall and the Rise of Earnings Inequality in Italy? A Semiparametric Analysis, 1977-93", *Journal of Labor Economics*.
- Manacorda, M. (2002), "Wage Indexation and the Evolution of Returns to Education in Italy, 1978-1992, in Freeman R.B. (ed.), *Inequality around the World*, Palgrave.
- McLaughling, K.J. (1994), "Rigid Wages?", *Journal of Monetary Economics*, 34(1), pp 1-25.

- Nickell, S. and Quintini, G. (2003), "Nominal Wage Rigidity and the Rate of Inflation" , The Economic Journal, 113 pp.762-781
- OECD (1996), "Earnings Inequality, Low-Paid Employment and Earnings Mobility", Employment Outlook, ch. 3, luglio 1996, pp 58-108.
- Prasad E. S. (2002), "Wage Inequality in the United Kingdom, 1975-1999", IZA DP No. 510 (www.iza.org).
- Snower D.J. (1999), "Causes of Changing Earnings Inequality", IZA discussion paper no. 29, Bonn.

Tabelle

Tabella 2 : Wage drift, per anno e occupazione

Anno	Operai	impiegati	manager	Total
1991	0.220	0.332	0.647	0.274
1992	0.214	0.317	0.748	0.264
1993	0.203	0.307	0.746	0.253
1994	0.207	0.311	0.677	0.256
1995	0.209	0.313	0.741	0.257
1996	0.212	0.306	0.583	0.259
1997	0.212	0.303	0.580	0.257
1998	0.217	0.305	0.569	0.261
1999	0.213	0.309	0.568	0.261

Note: sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$, sono nella stessa impresa, con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento.

Tabella 3: Wage drift per dimensioni d'impresa

contratto	Dimensioni d'impresa				
	0-19	20-49	50-199	200-499	≥ 500
Alimentari	0.16	0.20	0.30	0.36	0.40
Commercio	0.20	0.24	0.28	0.32	0.34
Edilizia	0.28	0.32	0.37	0.44	0.46
Metalmecanica	0.22	0.25	0.32	0.37	0.40
Tessile	0.22	0.27	0.29	0.32	0.34
Turismo	0.18	0.22	0.26	0.30	0.33

Nota : sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$, sono nella stessa impresa), con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento.

Tabella 4: Dinamica delle retribuzioni “contrattuali” e di fatto

Contratti	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto	Retrib. contrat	Retrib di fatto
	91/90		92/91		93/92		94/93		95/94		96/95		97/96		98/97		99/98	
Alimentari	.065	.095	.066	.090	.056	.056	.038	.055	.025	.052	.028	.044	.035	.061	.021	.048	.023	.045
Commercio	.101	.165	.081	.064	.042	.077	.026	.058	.049	.078	.032	.068	.044	.071	.048	.077	.018	.065
Edilizia	.114	.117	.056	.070	.016	.030	.051	.052	.021	.038	.042	.054	.032	.046	.024	.048	.011	.035
Metalmeccanica	.116	.118	.044	.053	.041	.050	.025	.047	.031	.060	.026	.055	.049	.074	.030	.043	.023	.043
Tessile	.094	.089	.063	.068	.033	.048	.049	.067	.019	.043	.033	.053	.033	.060	.029	.035	.026	.033
Turismo	.080	.104	.062	.092	.027	.059	.024	.048	.037	.071	.043	.068	.039	.071	.039	.067	.014	.049
Totale	.95	.11	.054	0.63	.043	.057	.031	0.51	.035	.061	.033	.059	.040	.064	.034	.054	.023	.047
Inflazione effettiva	.063		.053		.046		.040		.052		.039		.017		.018		.016	
Inflazione programmata	-		-		-		.035		.025		.035		.025		.018		.015	

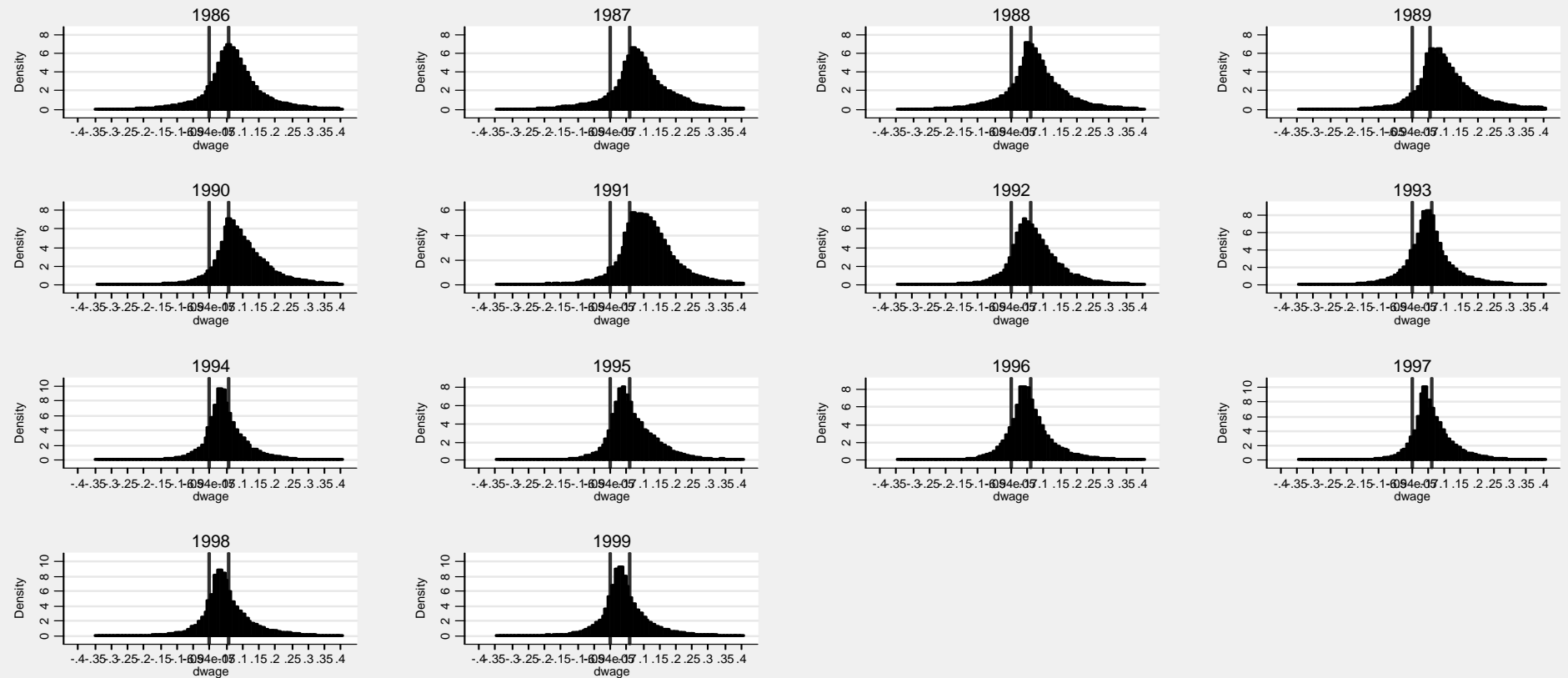
Nota : sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$, sono nella stessa impresa), con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento.

Tabella 5
Componenti osservabili e non-osservabili nel cambiamento della disuguaglianza

Cambiamento percentile	Quantità (I^Q)	Prezzi (I^P)	Non-osservabili (I^U)	Totale ($I^Q + I^P + I^U$)
A. 1985-95				
90-10	0.011	0.101	0.017	0.130
90-50	0.052	0.069	0.026	0.148
50-10	-0.042	0.032	-0.008	-0.018
B. 1985-88				
90-10	0.000	0.065	0.008	0.073
90-50	0.022	0.030	0.015	0.068
50-10	-0.022	0.035	-0.008	0.005
C. 1989-92				
90-10	0.013	0.024	0.012	0.049
90-50	0.010	0.016	0.005	0.031
50-10	0.002	0.008	0.007	0.017
D. 1993-96				
90-10	0.027	-0.000	0.002	0.029
90-50	0.038	-0.004	0.002	0.035
50-10	-0.010	0.004	0.000	-0.006

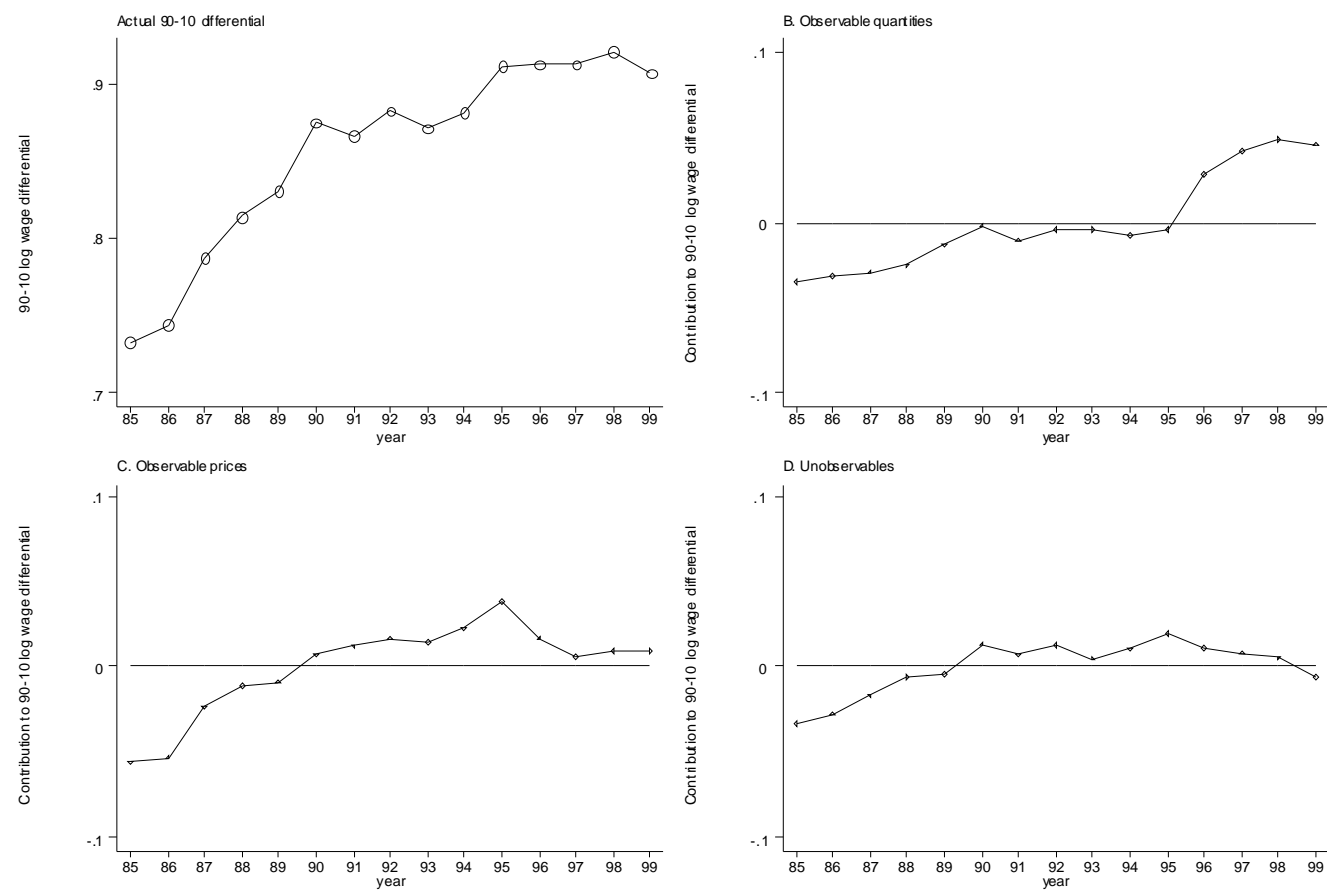
Nota: solo uomini.

Figure 1
Distribuzioni delle variazioni salariali , 1985-1999.



Nota: Due barre verticali sono state tracciate in corrispondenza del tasso di crescita pari a zero e del tasso d'inflazione registrato durante ciascun anno d'inflazione annuale.

Figura 2. Trend nella disuguaglianza dei salari (p90 – p10), e componenti di quantità', prezzo e residui



Note:

ⁱ Card and Hyslop, (1997) Kahn (1997) per gli Stati Uniti, Christofides e Leung (1998) Crawford e Harrison per il Canada, Nickell e Quintini(2003) per la Gran Bretagna, Feher e Goette (2000) per la Svizzera , , Knoppick e Bessinger (2001) per la Germania, Dessy (2002) e Devicienti (2002) per l'Italia .

ⁱⁱ Un filone della letteratura ha focalizzato la sua attenzione sulla stima della cosiddetta curva *del salario*, una relazione negativa tra i salari reali e i tassi locali di disoccupazione, spesso associata ad un mercato del lavoro *non-walrasiano* che presenta disoccupazione di equilibrio ("naturale" o di lungo periodo). Tuttavia, le stime disponibili per l'Italia non sembrano supportare empiricamente la validità dell'ipotesi.

ⁱⁱⁱ Cfr. Contini (2002) per un'analisi dettagliata dei dati INPS, e il sito www.labor-torino.it per la loro reperibilità e successivi aggiornamenti.

^{iv} La retribuzione annuale è comprensiva di bonus e premi aziendali, ma esclude gli arretrati.

^v Si ringraziano il dottor Andrea Fioni di Assolombarda e la dottoressa Angela Golino dell'Istat unità statistiche congiunturali sull'occupazione e sui redditi per l'aiuto fornito nella costruzione del dataset sulle retribuzioni contrattuali.

^{vi} Inoltre, al fine di ridurre errori di misurazione determinati da errori di riporto nelle giornate retribuite il campione viene ristretto a quei lavoratori per i quali per ogni mese aggiuntivo di presenza nel mercato del lavoro siano state dichiarate almeno ventidue giornate lavorate. Cfr Contini B, Filippi M., Malpede C. (2001). I risultati, peraltro, non si mostrano particolarmente sensibili a criteri alternativi di selezione.

^{vii} Sono stati inoltre esclusi i lavoratori part-time, i lavoratori in afferenti alla pubblica amministrazione e agricoltura, coloro con meno di tre mesi lavorati all'anno. Inoltre sono stati selezionati i lavoratori con età compresa tra 20 e 64 anni.

^{viii} Potrebbe per es. aiutare a capire se il rallentamento dell'aumento della disuguaglianza sia il risultato del graduale assorbimento dell'eccesso di domanda di lavoro qualificato, o se sia invece un fenomeno temporaneo da collegare al ciclo economico e alle politiche dei redditi degli anni '90.